

Les déterminants de la pauvreté au Québec et la mesure de son intensité à partir des données de l'EDTR

Par

Mathieu Audet

Mémoire présenté au programme de Maîtrise en économie

Faculté d'administration

Université de Sherbrooke

VII - 644

Le 6 Septembre 2005



Library and
Archives Canada

Bibliothèque et
Archives Canada

Published Heritage
Branch

Direction du
Patrimoine de l'édition

395 Wellington Street
Ottawa ON K1A 0N4
Canada

395, rue Wellington
Ottawa ON K1A 0N4
Canada

Your file Votre référence

ISBN: 0-494-05872-2

Our file Notre référence

ISBN: 0-494-05872-2

NOTICE:

The author has granted a non-exclusive license allowing Library and Archives Canada to reproduce, publish, archive, preserve, conserve, communicate to the public by telecommunication or on the Internet, loan, distribute and sell theses worldwide, for commercial or non-commercial purposes, in microform, paper, electronic and/or any other formats.

The author retains copyright ownership and moral rights in this thesis. Neither the thesis nor substantial extracts from it may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

AVIS:

L'auteur a accordé une licence non exclusive permettant à la Bibliothèque et Archives Canada de reproduire, publier, archiver, sauvegarder, conserver, transmettre au public par télécommunication ou par l'Internet, prêter, distribuer et vendre des thèses partout dans le monde, à des fins commerciales ou autres, sur support microforme, papier, électronique et/ou autres formats.

L'auteur conserve la propriété du droit d'auteur et des droits moraux qui protègent cette thèse. Ni la thèse ni des extraits substantiels de celle-ci ne doivent être imprimés ou autrement reproduits sans son autorisation.

In compliance with the Canadian Privacy Act some supporting forms may have been removed from this thesis.

Conformément à la loi canadienne sur la protection de la vie privée, quelques formulaires secondaires ont été enlevés de cette thèse.

While these forms may be included in the document page count, their removal does not represent any loss of content from the thesis.

Bien que ces formulaires aient inclus dans la pagination, il n'y aura aucun contenu manquant.


Canada

TABLES DES MATIÈRES

	Page
Résumé	1
Chapitre 1	2
1.1 Seuil de pauvreté	3
1.2 Indices de pauvreté	5
1.3 Échelles d'équivalences	9
1.4 Densité de Kernel	11
1.5 Techniques et données utilisées	13
1.6 Survol de la pauvreté au Québec	13
Chapitre 2 : Résultats des analyses d'élasticité	16
Chapitre 3 : Résultats des régressions de pauvreté	21
Annexe A	34
Annexe B	42
Bibliographie	44

Résumé

Ce travail a été rédigé dans le cadre du programme de lutte contre la pauvreté sous la direction de la province du Québec. Le travail est divisé en deux sections distinctes et indépendantes. Toutefois, il y a une introduction générale pour mettre le tout en contexte. La première section a comme but d'établir des élasticités pour évaluer la sensibilité de la pauvreté à des changements dans la structure des revenus et des dépenses. Lors de la deuxième section, j'effectue des régressions de pauvreté afin d'identifier les déterminants sociodémographiques de la pauvreté.

Chapitre 1

La province de Québec, dans le cadre de *La mise en œuvre de la Loi québécoise visant à lutter contre la pauvreté et l'exclusion sociale*, a le mandat d'analyser la structure et la répartition de la pauvreté à l'intérieur de ses frontières. Ce travail découle de ce mandat. Comme cette étude oblige une analyse de données approfondie, je fais appel à plusieurs outils économiques tels que l'indice FGT, le principe d'élasticité et diverses techniques économétriques. Je présenterai, en premier lieu, un aperçu théorique des divers outils économiques utilisés lors de ce travail. En second lieu, je ferai un survol de la base de données en mettant l'emphasis sur sa constitution et ses caractéristiques.¹ Le travail est ensuite divisé en deux sections indépendantes. La première section porte sur l'impact marginal des transferts gouvernementaux sur divers indices de pauvreté. Finalement, la deuxième section met sur pied un modèle qui permet d'étudier les divers déterminants de la pauvreté.

¹ Je présenterai, entre autres, la distribution du revenu à l'intérieur de la population totale, la transformation des données brutes avec une échelle d'équivalence, etc.

Depuis le tout début des analyses de pauvreté, comme celle de Sir Arthur Bowley faites au début du 20^e siècle en Angleterre, ceux qui se sont penchés sur cette question ont dû faire face à trois problèmes majeurs (Atkinson, 1987) : le choix du seuil de pauvreté; celui de la mesure de pauvreté et, finalement la distinction entre la pauvreté et l'inégalité. Les prochaines sections de ce texte permettront de clarifier ces questions.²

1.1 Seuil de pauvreté ³

Ravallion (1996) définit un seuil de pauvreté comme étant un niveau minimal de revenu ou de consommation qui est dit `` nécessaire `` pour pouvoir atteindre un bien-être `` convenable `` . Par conséquent, tous les individus qui n'atteignent pas atteindre ce seuil à cause d'un manque de ressource (revenu, nourriture, logement, etc.) sont considérés comme pauvres. En revanche, quel est le barème utilisé ou quelle est l'autorité consultée pour établir ce qui constitue un niveau de bien-être `` convenable `` ? Historiquement, ce choix revient au chercheur. La nature subjective du choix de ce seuil fait en sorte qu'il est souvent sujet à débat (Atkinson, 1987). La littérature n'en vient pas à une conclusion générale pour définir ce qui constitue un bon seuil de pauvreté. Par contre, elle fait la distinction entre la pauvreté absolue et la pauvreté relative.⁴

- *La pauvreté absolue* est définie comme étant la satisfaction des besoins essentiels à la vie. Donc, un individu est considéré comme pauvre (dans le contexte de pauvreté absolue) s'il ne peut se procurer les quantités minimales des biens nécessaires à sa survie (par exemple, nourriture, abri, médicaments, etc.)

² Aucune section ne sera présentée pour ce troisième point. Pour une discussion à ce sujet, vous référer à (Atkinson, 1987).

³ Cette section est inspirée de Ravallion (1996).

⁴ Voir Jeanrenaud (2004) et Ravallion (1996).

- *La pauvreté relative* est définie comme étant un niveau minimum de revenu considéré adéquat pour vivre convenablement. Ce niveau de revenu est déterminé par la distribution de revenu de la population de référence.

Les seuils de pauvreté absolus sont généralement utilisés lors des contextes de pauvreté extrême. Par contre, Ravallion (1996) évoque que les États-Unis emploient un seuil de pauvreté absolue. Pour continuer dans la même veine des travaux qui me précèdent (analyse de la pauvreté québécoise), je vais me servir d'un seuil de pauvreté relatif.⁵ L'avantage d'avoir recours à un seuil relatif est qu'il devient possible de donner plusieurs aperçus de la pauvreté. Plus précisément, avec un seuil relatif nous pouvons évaluer la pauvreté à plusieurs seuils de revenu. Par contre, cette flexibilité fait non seulement la force du seuil relatif, mais aussi sa faiblesse. Le choix d'un seuil spécifique est toujours sujet à débat. Pour cette raison, deux seuils seront utilisés pour évaluer la pauvreté lors de cette étude.

Comme dans les études qui me précèdent, le revenu sera l'unité à partir du quel la pauvreté sera définie. Le seuil de pauvreté sera défini comme un niveau de revenu spécifique qui tranche la population en deux groupes; les pauvres et les non pauvres. Comme le choix de seuil de pauvreté est arbitraire – Bowley, par exemple, avait défini son seuil de pauvreté comme étant `` arbitraire, mais intelligent `` (1925, p.14) –, deux seuils seront utilisés lors des divers exercices de ce travail. Les seuils de pauvreté seront définis à 50 % et à 30 % de la médiane du revenu ajusté. Le revenu est ajusté pour tenir compte de la taille des familles.⁶ Ces seuils nous ont été proposés par le ministère de l'Emploi, de la Solidarité sociale et de la Famille. Pour justifier le choix du seuil à 50 %

⁵ Les indices de pauvreté utilisés dans ce travail sont des mesures de pauvreté relative.

⁶ Les échelles d'équivalence sont utilisées à cet égard. Pour plus d'information concernant les échelles d'équivalence, référer vous à la section 1.1.3.

de la médiane du revenu, Ravallion (1996) nous indique qu'il est fréquemment utilisé dans diverses études de pauvreté. Quant au seuil à 30 % de la médiane du revenu, il a été choisi car il correspond approximativement à un niveau de revenu atteint lorsqu'un individu subsiste au moyen de transferts gouvernementaux.

1.2 Indices de pauvreté ⁷

La littérature décrit plusieurs indices de pauvreté. ⁸ Cependant, je me limiterai à présenter les indices de pauvreté utilisés lors de ce travail. D'abord, regardons les caractéristiques de l'indice numérique de pauvreté (équation 1).

$$H = \frac{q}{n} \quad (1)$$

Foster, Greer et Thorbecke (1984) décrivent que cet indice de pauvreté (comme pour tous les indices) exige premièrement que le chercheur établisse un seuil de pauvreté. Deuxièmement, le nombre d'individus ayant un revenu inférieur au seuil établi (q) est divisé par le nombre d'individus dans la population d'intérêt (n). Ce rapport nous indique la proportion de pauvres dans la population. L'indice numérique de pauvreté est populaire car il est simple à utiliser et à interpréter. Malgré cela, il est aussi fortement critiqué à cause de cette simplicité (Atkinson, 1987). Watts note que l'indice numérique de pauvreté a `` peu sauf sa simplicité comme argument pour le recommander `` (1986 p. 326). Tandis que cet indice identifie les gens comme étant pauvres ou non, il ne donne pas un aperçu complet de la pauvreté. Il est généralement accepté que la pauvreté varie en sévérité et en intensité à l'intérieur d'une population. L'indice numérique de pauvreté ne peut pas capter cette caractéristique. Ravallion (1996) évoque que par sa nature, l'indice

⁷ Cette section est inspirée du texte Foster et al. (1984).

⁸ Voir Foster (1984), Atkinson (1987) et Ravallion (1996).

numérique de pauvreté entraîne des répercussions importantes lorsqu'il est utilisé lors de l'élaboration de politiques de lutte contre la pauvreté. À titre d'exemple, les politiques qui ont un impact important sur cet indice sont celles qui améliorent la situation des gens qui se situent près du seuil de pauvreté.

Ces caractéristiques font en sorte que l'indice numérique de pauvreté est un outil incomplet lors d'une analyse approfondie de la pauvreté. Foster et al. (1984) indique qu'il existe un autre indice de pauvreté qui capte l'écart de pauvreté moyenne proportionnel pour l'ensemble de la population.⁹ Cet indice se nomme l'indice de profondeur de pauvreté (équation 2)

$$PG = \sum_{i=1}^q \frac{\left(1 - \frac{y_i}{z}\right)}{n} \quad (2)$$

où, y_i correspond au revenu de la personne i , z au seuil de pauvreté, n à la population d'étudié. Les revenus sont ordonnés en ordre croissant où l'individu $i = 1$ est le plus pauvre de la distribution et l'individu $i = q$ est le plus riche. Cet indice a l'avantage de tenir compte de la distance moyenne au seuil parmi les pauvres. L'indice de profondeur est cependant critiqué, comme le souligne Ravallion (1996), car il ne capte pas convenablement l'intensité de la pauvreté dans une population¹⁰.

Comme Foster et al. (1984) n'étaient pas satisfaits des indices de pauvreté couramment utilisés, ils se sont donné comme objectif de créer un indice qui était à la fois décomposable en sous-groupes et qui pouvait par la suite être additionné pour

⁹ Voir Ravallion, (1996) pp. 52-53.

¹⁰ Je présente un exemple tiré du texte à Ravallion (1996). Posons que $z=3$ et qu'il y a deux distributions possible entre 4 individus, soit A (1,2,3,4) et B (2,2,2,4). L'indice numérique de pauvreté est de (0,75) et l'indice de profondeur de pauvreté est de (0,25) pour les deux distributions proposées. Par contre, il est évident que la situation B favorise les plus pauvres de la distribution. Le Poverty Gap n'a pas capté ce changement.

reconstruire un indice total tout en partageant les poids de la population. De plus, Foster et al. (1984) ont voulu que l'indice n'aille pas à l'encontre des propriétés de base proposées par Sen (1976). Ils proposèrent donc l'équation (3) suivante :

$$P(y; z) = \frac{1}{nz^2} \sum_{i=1}^q g_i^2 \quad (3)$$

où, y_i correspond au revenu de la personne i , z au seuil de pauvreté, n à la population et g_i à la différence de $(z - y_i)$ pour chaque ménage. Cet indice permet de capter la profondeur de la pauvreté. Cette profondeur est la "distance" entre le revenu d'un ménage et le seuil de pauvreté. Cette distance est ensuite interprétée comme étant le poids que le ménage a dans la population totale. Ce poids, comme l'indiquent Foster et al. (1984), augmente proportionnellement à mesure que le ménage en question s'éloigne du seuil de pauvreté. Cette propriété satisfait certains axiomes proposés par Sen (1976). Ces axiomes, reconnus par Foster et al. (1984), décrivent les propriétés de base que doit satisfaire tout indice de pauvreté.

Voici les axiomes proposés par Sen (1976)

1. Axiome de monotonie : *Ceteris paribus, une réduction du revenu d'un ménage pauvre doit augmenter la valeur de l'indice de pauvreté.*
2. Axiome de transferts : *Ceteris paribus, un transfert de revenu d'un ménage pauvre vers un ménage plus riche doit augmenter la valeur de l'indice de pauvreté.*

Comme ce dernier indice est basé sur la distance respective de chaque ménage du seuil de pauvreté, il captera les variations dans la structure des revenus proposée par Sen (1976).

L'équation 3 satisfait donc ces deux axiomes. Kakwani (1977) propose un troisième

axiome qui a comme but d'augmenter l'importance attribuée aux transferts destinés aux individus en pauvreté sévère.

3. Axiome de Sensitivité aux Transferts : Si un transfert $t > 0$ de revenu provenant d'un ménage avec un revenu y vers un ménage ayant un revenu de $y + d$ ou $d > 0$, l'ampleur de l'augmentation de la pauvreté diminue à mesure que y augmente.

Pour satisfaire ce nouvel axiome, Foster et al. (1984) proposent une version généralisée de l'indice proposé à l'équation (3).

$$P_{\alpha}(y; z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{g_i}{z} \right)^{\alpha} \quad (4)$$

Regardons les propriétés de cette équation (4). L'interprétation des variables se fait comme précédemment (équation 3). La variable α est un paramètre d'aversion à la pauvreté. En imposant une valeur de 0 à α , on retrouve l'équation de l'indice numérique de pauvreté. En imposant une valeur de 1 à α , l'équation résultante est l'indice de profondeur de pauvreté. L'axiome 1 est donc satisfait lorsque $\alpha > 0$. Lorsque α prend une valeur supérieure à 1, l'indice attribue une plus grande importance au plus pauvre des pauvres à l'intérieur de la distribution de revenu. À mesure que la valeur de α augmente, un poids de plus en plus élevé est attribué au ménage le plus pauvre de la population. L'axiome 2 est donc satisfait lorsque $\alpha > 1$. Foster et al. (1984) poursuivent en disant que lorsque α atteint des valeurs très grandes, l'indice considère seulement la position du ménage le plus pauvre. L'axiome 3 est donc satisfait lorsque $\alpha > 2$.

L'indice de pauvreté FGT (Foster et al., 1984) sera l'indice utilisé pour estimer la pauvreté au cours de ce travail. Les trois valeurs de α (0, 1, 2) seront dénotées P0, P1 et P2 respectivement.

1.3 Échelle d'équivalence

Avant de pouvoir faire l'analyse de données, la littérature souligne que nous devons transformer les revenus pour qu'ils tiennent compte du fait que les besoins d'une famille diffèrent selon sa taille et sa composition. Ces transformations ou ajustements nous permettront de comparer plus adéquatement les revenus entre ménages de différentes tailles. Ces ajustements sont faits à partir d'échelles d'équivalence. Duclos et Makdissi (2005) indiquent qu'il existe deux hypothèses de base que toute échelle d'équivalence doit satisfaire. La première hypothèse stipule qu'à mesure que la taille d'un ménage augmente, le coût monétaire nécessaire pour maintenir un niveau de bien-être constant augmente. À titre d'exemple, prenons deux individus ayant le même revenu. Si l'un d'eux a la responsabilité d'un enfant, il devra lui consacrer une partie de son revenu. À un revenu donné, l'individu sans enfant pourra donc profiter d'un niveau de vie (logement, nourriture, vêtements, etc.) plus élevé que celui avec un enfant. La deuxième hypothèse stipule qu'il existe des économies d'échelle associées à la cohabitation. Prenons, par exemple, un bien considéré nécessaire au Québec, le réfrigérateur. Le coût d'opération de cet appareil électroménager, comme plusieurs autres, ne varie pas de façon significative, qu'il y ait un ou deux utilisateurs. Ainsi, une fois ajustés, nous pouvons constater que les ménages avec des revenus équivalents peuvent profiter d'un niveau de vie similaire, indépendamment de leur composition familiale.

Comme il existe de nombreuses échelles d'équivalence conçues pour diverses applications, son choix est toujours sujet à débat. Buhmann et al. (1987) indiquent que lors des analyses de pauvreté, l'utilisation de diverses échelles d'équivalence peut engendrer des conclusions contradictoires. L'échelle utilisée au cours de ce travail est le MFR (mesure de faible revenu). Cette échelle nous a été proposée par celle sous-jacente

au ministère de l'Emploi, de la Solidarité sociale et de la Famille. Les caractéristiques du MFR sont les suivantes :

- La personne la plus vieille de la famille reçoit un facteur de 1,0;
- La personne suivante en âge reçoit un facteur de 0,4;
- Tous les autres membres de la famille âgés de 16 ans et plus reçoivent chacun un facteur de 0,4;
- Tous les autres membres de la famille de moins de 16 ans reçoivent un facteur de 0,3.

Une fois que la famille est identifiée, on somme les coefficients attribués à chaque membre de la famille. On divise ensuite le revenu après impôts et transferts par la somme définie précédemment. Le résultat de ce quotient est le revenu équivalent.

À titre d'exemple, les ajustements de revenu font en sorte qu'un couple (deux adultes) dont le revenu total est de 56 000 \$ est considéré comme ayant un niveau de vie équivalent à celui d'un adulte vivant seul dont le revenu est de 40 000 \$.

La taille de la famille n'est pas le seul déterminant utilisé pour ajuster les revenus. La littérature nous indique qu'il y a une disparité significative des prix entre collectivités de différentes tailles.¹¹ Par exemple, le prix d'un logement (comparable) n'est pas le même dans un milieu rural que dans une collectivité de 100,000 habitants.¹² Par contre, à la demande du ministère de l'Emploi, de la Solidarité sociale et de la Famille, nous n'avons pas ajusté le revenu pour tenir compte de la taille des collectivités.

¹¹ Les statistiques de 2000 sur le faible revenu selon la mesure du panier de consommation.

¹² Voir Les statistiques de 2000 sur le faible revenu selon la mesure du panier de consommation (p.59)

1.4 Densité de Kernel ¹³

Pour donner un aperçu plus juste de la distribution des revenus à l'intérieur d'une population, on se sert des distributions de densité de Kernel. Les graphiques des densités de Kernel présentés ci-dessous sont, en gros, des versions sophistiquées d'histogrammes. La différence principale est que le Kernel se sert non de fenêtre fixe, mais il estime une densité à chaque point en utilisant une fenêtre qui évalue la densité autour de chaque point. Le Kernel estime donc une fonction de probabilité de densité. Le Kernel estime donc une fonction de probabilité de densité. La fonction est définie comme suit :

$$\hat{f}(y) = (nh)^{-1} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{y - y_i}{h}\right)$$

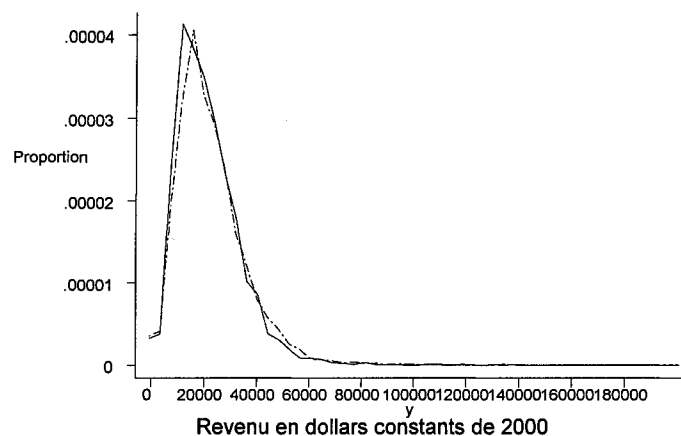
Pour ce qui est des variables; y est notre variable d'intérêt (dans ce cas le revenu), h la largeur des fenêtres, n le nombre d'observations (i varie de 1 à n) et K la fonction de Kernel.¹⁴

La figure suivante (1.0) nous donne un aperçu simultané de la distribution de revenu au Québec en 2000 et en 1990. On peut constater que la distribution du revenu en 1990 était, en moyenne, inférieure à celle de 2000

¹³ Cette section est inspirée du travail à Lam et al. (2003).

¹⁴ Pour plus d'information sur les estimateurs de Kernel, régérez vous à Duclos (2002)

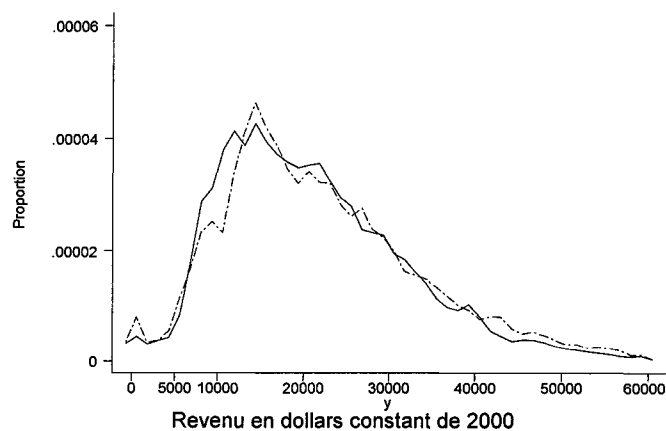
Figure 1,0 : Densité des revenus équivalents pour le Québec en 1990 et 2000



Légende : _____ 1990 2000

Cette prochaine figure (1,1) nous démontre l'évolution de la densité du revenu de 0 \$ à 60 000 \$ pour les mêmes années. Encore une fois, on remarque que la distribution de revenu en 1990 est, en moyenne, inférieure à celle de 2000.

Figure 1,1 : Densité des revenus équivalents pour le Québec en 1990 et 2000 pour la tranche de revenu de 0\$ à 60 000\$



Légende : _____ 1990 2000

1.5 Techniques et données utilisées ¹⁵ :

Séries de données : Statistique Canada

- Enquête sur les finances des consommateurs : Familles de recensements (revenu de 1973 à 1997) ; EFC `` *Les données recueillies par l'EFC servent à la production de profils de données transversales sur le revenu et l'expérience de travail des particuliers, des familles et des ménages.* ``¹⁶
- Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (revenu de 1996 à 2000); EDTR `` *L'EDTR est un fichier transversal de microdonnées qui contient des variables dans les domaines du revenu, du travail et de la famille sur les personnes au Canada et leurs familles.* ``¹⁷

1.6 Survol de la pauvreté au Québec

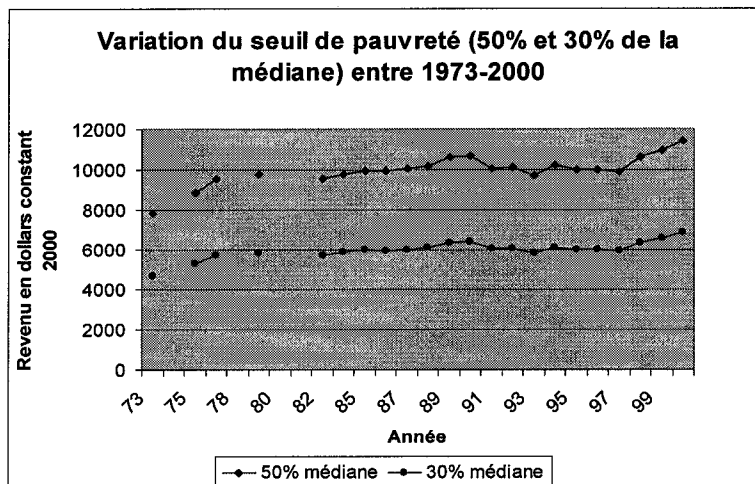
Comme cette étude porte sur la pauvreté, regardons comment le seuil de pauvreté au Québec a évolué au fil du temps. La figure suivante (1,2) nous décrit l'évolution des deux seuils de pauvreté discutés précédemment. Les seuils de 50 % et 30 % de la médiane sont relatifs à chaque année. Le seuil demeure relativement stable à l'exception d'une augmentation à la fin des années 70 et au début des années 2000.

¹⁵ Pour une description plus détaillée des enquêtes, vous référer à l'Annexe B.

¹⁶ Guide de l'utilisateur de l'enquête sur les finances des consommateurs. Familles de recensements.

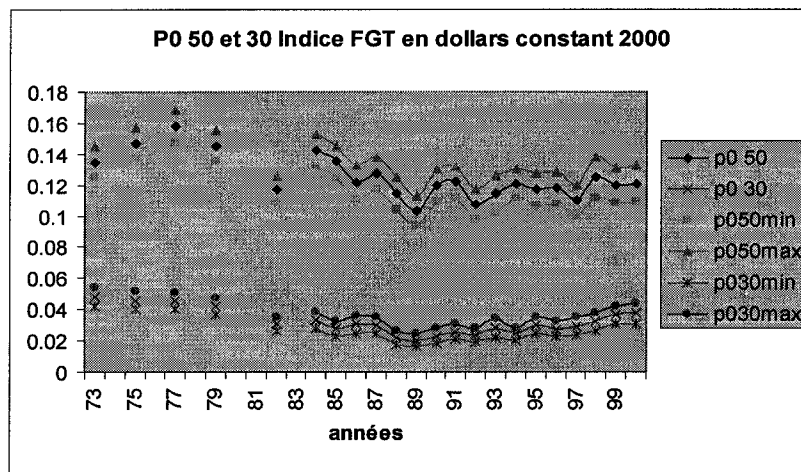
¹⁷ Guide de l'utilisateur du fichier transversal de microdonnées à grande diffusion (EDTR) 2000.

Figure 1,2 : Variation du seuil de pauvreté au Québec



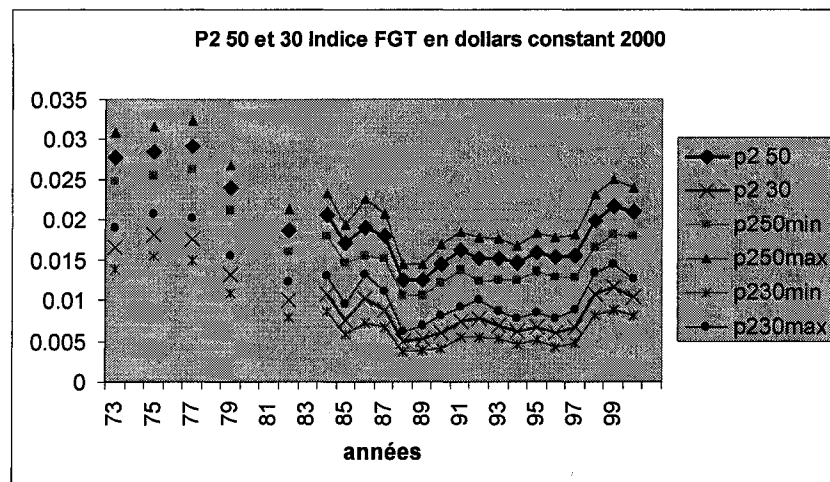
Les diagrammes suivants (1.3 et 1.4) nous décrivent l'évolution des indices FGT dans le temps. On constate une légère tendance à la baisse lors de l'évolution de l'indice P0 à 30 % et 50 % de la médiane.

Figure 1,3 : Variation des indices FGT au Québec (P0)



Pour ce qui est de l'évolution de l'indice P2 (Figure1,3), nous constatons une légère tendance à la baisse.

Figure 1,4 : Variation des indices FGT au Québec (P2)



L'augmentation brute à partir de 1997 peut être expliquée en partie par le fait qu'en 1997, la base de données change à l'EDTR.

Chapitre 2

Résultats des analyses d'élasticité

L'objectif de la prochaine section est d'estimer quel serait l'impact (variation) sur l'indice FGT d'une augmentation marginale des transferts dans des programmes spécifiques tels que l'assistance sociale et l'assurance emploi.

En premier lieu, nous devons établir quelle sera la fonction utilisée pour déterminer l'élasticité individuelle pour chaque programme. La théorie économique nous indique que l'élasticité des indices FGT sera de cette forme :

$$\varepsilon = \frac{\partial FGT^\alpha(z)}{\partial T_k} \times \frac{T_k}{FGT^\alpha} \quad (1)$$

Pour ce qui est des variables, T_k indique la prestation moyenne de la population totale et FGT^α est le coefficient de l'indice FGT. Développons le premier terme de l'équation :

$$FGT^\alpha = \int_0^z \left(\frac{z-y}{z} \right)^\alpha dF(y) \quad (2)$$

$$\frac{\partial FGT}{\partial t_k} = -\frac{1}{z} \alpha \int_0^z \left(\frac{z-y}{z} \right)^{\alpha-1} \frac{t_k(y) f(y) dy}{T_k} \quad (3)$$

$$\varepsilon = -\frac{1}{z} \frac{\alpha}{FGT^\alpha} \int_0^z \left(\frac{z-y}{z} \right)^{\alpha-1} \cdot \text{Prestation de l'individu avec } y \quad (4)$$

En substituant l'équation 3 dans l'équation 1, on a une équation (4) pratique et utile pour calculer l'élasticité de divers programmes de transferts.

L'interprétation des valeurs est faite comme suit : prenons par exemple l'élasticité de l'assistance sociale à P0 et 30% de la médiane.¹⁸ L'élasticité de ce programme est de -0,2021255. Donc, si les prestations d'assistance sociale étaient augmentées de 1%, il y aurait, en théorie, une réduction de 0,2021255 % de l'indice FGT. Les élasticités qui ont un signe négatif auront comme effet de réduire la pauvreté lorsque le programme en question augmente ses prestations. Pour ce qui est des élasticités portant un signe positif, l'effet est inversé. Le tableau suivant (1,0) décrit les résultats des calculs d'élasticité pour P0. Les tableaux 1,1 et 1,2 de l'annexe A contiennent les résultats des élasticités des deux autres indices FGT.¹⁹

TABLEAU 1,0 : Élasticités P0 à 30 % et 50 % de la médiane (Population totale)

<i>Programmes fédéraux et provinciaux Population totale</i>	P0 30 %	P0 50 %
"Prest enfants - total - 2000"	-0.0668324	-0.1605956
"FR-PSV/SRG/A conj - 2000"	-0.0073038	-0.0723947
"RPC/RRQ (prestations) - 2000"	-0.0363936	-0.0948565
"Prestations d'assur-emploi - 2000"	-0.0185581	-0.0432066
"Assistance sociale - 2000"	-0.2021255	-0.4839434
"Crédit TPS/TVH - 2000"	-0.0342545	-0.0478584
"Transferts gouvernementaux - 2000"	-0.4177311	-0.9608625
"Pensions de retraite - 2000"	-0.0032376	-0.0134637
"Crédits d'impôt prov - 2000"	-0.0377522	-0.0453146
"Impôt (féd et prov) - 2000"	.0069791	.0232645
"Impôt fédéral - 2000"	.0033678	.0108311
"Impôt provincial - 2000"	.0036113	.0124334
"Prest enf, fédéral - 2000"	-0.042965	-0.1044877
"Prest enf, provincial - 2000"	-0.0238673	-0.0561079
"Cotisations assurance-empl - 2000"	-0.0044131	-0.0075382
"Cotisations au RPC/RRQ - 2000"	-0.0033628	-0.0089199
"Frais de garde d'enfants - 2000"	-0.0013008	-0.0052067

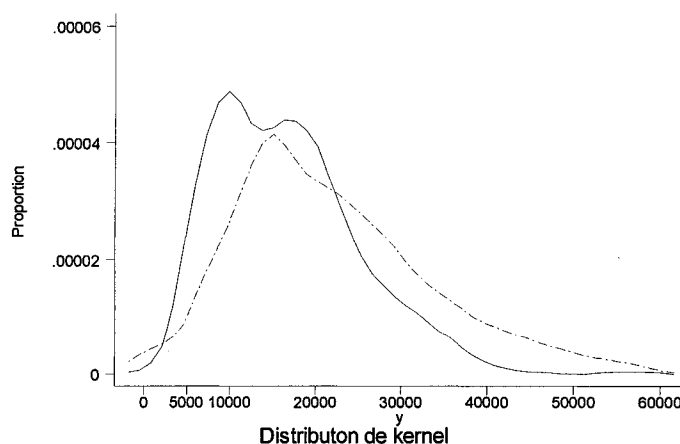
¹⁸ Tableau 1,0

¹⁹ Alpha prend la valeur de 0, 1, 2 pour P0, P1, P2 respectivement.

Les élasticités indiquent qu'une augmentation marginale des transferts d'assistance sociale aurait un impact considérablement plus important sur la réduction des indices qu'une augmentation des prestations d'assurance-emploi. Je postule que les gens à 30 % et 50 % de la médiane reçoivent une part importante de leurs revenus des transferts gouvernementaux. Plus précisément, ils n'ont généralement pas d'emploi et ne reçoivent donc pas de prestation d'assurance-emploi. Le programme d'assurance-emploi est seulement versé aux gens qui, premièrement ont eu un emploi et deuxièmement sont admissibles aux prestations. Ainsi, ce programme de transfert ne cible pas les plus pauvres de la population.

Comme les différences entre les groupes démographiques nous intéressent, nous allons étudier quels seront les effets sur les indices FGT si les augmentations marginales des transferts de programme touchaient seulement les mères monoparentales par exemple. Le graphique qui suit compare la distribution de revenu des mères monoparentales et celle de la population totale.

Figure 2,0 : Distribution du revenu au Québec, comparaison entre les mères monoparentales et la population total



Légende : _____ Mères Monoparentales Population totale

Comme on peut le constater, la distribution de revenu des mères monoparentale a une plus forte densité à gauche que celle de la population totale, ce qui indique que les mères monoparentales sont généralement plus pauvres que le reste de la population. Le tableau suivant (1.3) décrit les résultats des calculs d'élasticité pour P0 lorsque seulement les mères monoparentales reçoivent une augmentation marginale de leurs transferts. Les tableaux 1,4 et 1,5 de l'annexe A contiennent les résultats des élasticités pour les deux autres indices FGT.

TABLEAU 1,3 : Élasticités P0 à 30 % et 50 % de la médiane (Mères monoparentales seulement)

<i>Programmes fédéraux et provinciaux Mère monoparentale</i>	P0 30 %	P0 50 %
"Prest enfants - total - 2000"	-0.0390819	-0.0890017
"FR-PSV/SRG/A conj - 2000"	0	0
"RPC/RRQ (prestations) - 2000"	-0.0006167	-0.0015196
"Assistance sociale - 2000"	-0.0141643	-0.082957
"Prestations d'assur-emploi - 2000"	-0.0002216	-0.0056834
"Crédit TPS/TVH - 2000"	-0.0044324	-0.0091024
"Transferts gouvernementaux - 2000"	-0.0608679	-0.1922753
"Pensions de retraite - 2000"	0	0
"Crédits d'impôt prov - 2000"	-0.0023511	-0.0039106
"Impôt (féd et prov) - 2000"	0	0.0005423
"Impôt fédéral - 2000"	0	0.0003352
"Impôt provincial - 2000"	0	0.0002071
"Prest enf, fédéral - 2000"	-0.0227014	-0.0514077
"Prest enf, provincial - 2000"	-0.0163805	-0.037594
"Cotisations assurance-empl - 2000"	-0.0002698	-0.0007225
"Cotisations au RPC/RRQ - 2000"	-0.0000482	-0.0004655
"Frais de garde d'enfants - 2000"	-0.0008576	-0.0029497

L'interprétation des résultats se fait comme précédemment sauf que seulement les mères monoparentales subissent les variations de transferts. À titre d'exemple, une

augmentation de 1% des transferts d'un programme (seulement les mères monoparentales subissent une variation de transfert) aura comme effet de réduire (ou d'augmenter dans le cas de l'impôt) l'indice FGT global de x % (la valeur x étant la valeur absolue du coefficient d'élasticité). On remarque que les mères monoparentales sont un des groupes démographiques davantage touchés par une augmentation marginale des transferts aux programmes de ``prestations pour enfants``. Plus précisément, lorsque toute la population (mères monoparentales incluses) reçoit une augmentation marginale des transferts pour le programme de ``prestation pour enfants``, l'effet sur l'indice FGT est de -0.0668324.²⁰ Lorsque la variation de transfert cible seulement les mères monoparentales, la variation de l'indice FGT est de -0.0390819.²¹ Donc, 58 % de la variation totale de l'indice FGT est due à l'augmentation des prestations des mères monoparentales.

Pour conclure, l'analyse par élasticité de la sensibilité des indices FGT à des variations de transferts est un outil puissant pour identifier les programmes qui, lors d'une variation de transfert, auront un plus grand impact sur les pauvres. De plus, comme je l'ai fait avec les mères monoparentales, chaque groupe démographique pourrait être étudié. Il faut noter que nous n'avons aucune information sur le coût d'une augmentation marginale des divers programmes. Par conséquent, cela ne permet pas de dire dans quels programmes un \$ additionnel réduira le plus la pauvreté. Cet exercice pourrait être fait à partir des résultats provenant de ce travail et les comptes provinciaux. Par contre, puisque ce n'est pas le mandat de ce travail, cet exercice devra faire le sujet d'une autre étude.

²⁰ Nous regardons les résultats du tableau 1,0, P0 30 % de la médiane.

²¹ Sortie du Tableau 1,3

Chapitre 3

Résultats des régressions de pauvreté

L'objectif de la prochaine section est d'identifier quels sont les principaux déterminants de la pauvreté au Québec. Comme dans les sections précédentes, le type de famille sera une variable explorée davantage. Ce modèle nous permettra de mieux comprendre quelles caractéristiques socio-économiques font en sorte que les mères monoparentales sont le groupe démographique le plus pauvre (Makdissi et Groleau 2002).

Tandis qu'avec l'EDTR nous disposons de plusieurs variables, les variables explicatives choisies doivent avoir une signification intéressante lors de l'interprétation des résultats. Nous prenons, par exemple, le type de famille, le niveau d'éducation, les années d'expérience au travail comme variables explicatives du revenu. Afin d'éviter les problèmes d'endogénéité, il faut transformer ces variables en variables dichotomiques. Prenons, par exemple, la transformation des variables de transferts gouvernementaux. Lorsqu'un individu reçoit des prestations d'un programme quelconque, la valeur de 1 lui sera attribuée et, si non, un 0 lui sera attribué.²² Pour voir le tableau des variables explicatives utilisées lors de ces régressions, veuillez vous référer au tableau 3,0 A de l'annexe A.

Nous commençons d'abord l'exercice économétrique en régressant le log du revenu sur les variables explicatives définies précédemment.²³ La régression est de type

²² Les individus ayant des données absentes dans leur vecteur d'information ont été éliminés de la base de données.

²³ La variable ``taille de résidence`` a été omise car elle n'était pas significative lors de la régression. Le Tableau 3,0 C représente les résultats de cette régression.

Tobit puisque le revenu est censuré à gauche.²⁴ L'équation 1 donne un aperçu de la forme générale du modèle généré. Pour ce qui est des variables, α est la constante et β_n sont les coefficients générés par la régression de type Tobit. X_{ni} prend la valeur des diverses variables explicatives pour chacun des individus. À partir du modèle estimé, nous générons un vecteur de revenu simulé.

$$\log \hat{y}_i = \alpha + \beta_1(X_{1i}) + \beta_2(X_{2i}) + \beta_3(X_{3i}) \dots \beta_n(X_{ni}) \quad (1)$$

Vérifions si le vecteur de revenu simulé génère convenablement les mêmes coefficients d'indices FGT que ceux générés à partir des valeurs réelles. Comme les types de famille nous intéressent, nous comparons les décompositions des indices FGT par type de famille.²⁵ Comme on peut le constater en regardant le tableau 3.1, les indices FGT estimés par notre modèle sont, dans la plupart des cas, à l'intérieur des intervalles de confiance de l'indice FGT réel. Il devient évident, en regardant les prédictions faites par le modèle, qu'il prédit toujours un revenu supérieur aux valeurs observées. Subséquemment, les indices de pauvreté prédits sont toujours inférieurs aux valeurs observées. Cette caractéristique du modèle s'explique par le simple fait que nous étudions seulement les valeurs simulées dans le bas de la distribution et que le modèle estimé ne tient pas compte de l'inégalité entre les individus (voir figure 1).

Les résultats des indices FGT simulés et réels classent les groupes démographiques pareillement. Notamment, les mères monoparentales constituent le

²⁴ Les résultats des régressions sont présentés au Tableau 3,0 B.

²⁵ Quatre types de familles ont été étudiés lors de ce travail : les mères monoparentales, les pères monoparentaux, les couples sans enfants et les couples avec enfants.

groupe le plus pauvre²⁶ alors que les couples sans enfants forment le groupe le moins pauvre. Maintenant que nous avons un modèle qui prédit adéquatement les indices FGT pour chaque type de famille, on peut identifier les déterminants de la pauvreté.

Avant de poursuivre cette étude, jetons un coup d'oeil sur les coefficients générés par la régression.²⁷

Tableau 3.0 B (extrait) : Résultats de la régression: coefficients relatifs aux types de familles.

Type de famille	Coefficient
Mère mono.	0.3059617
Père mono.	0.2677733
Couple sans enfants	0.0427388
Couple avec enfants	0.2612644

Le type de famille ``couple sans enfants `` a un coefficient considérablement moins élevé que celui des autres groupes démographiques. Cependant, tel que vu dans la section précédente, le groupe ``couple sans enfants`` est pourtant le groupe où il y a le moins de pauvreté. La caractéristique ``type de famille`` explique donc moins le revenu pour le groupe ``couple sans enfants`` que les autres groupes.

Ce modèle nous permet de simuler, entre autres, quel serait le revenu d'une mère monoparentale si celle-ci avait la distribution jointe des caractéristiques (éducation, transferts gouvernementaux, etc.) d'un couple sans enfants. À partir de ce vecteur de revenu simulé, on peut estimer les indices FGT. L'étude suivante se limite à étudier l'impact que les types de familles ont sur la pauvreté. Plusieurs études subséquentes pourraient découler de ce modèle. Toutefois, je me limite à présenter cette section pour

²⁶ Voir Makdissi et Gorleau (2002) pour un aperçu plus détaillé de la situation des mères monoparentales.

²⁷ Ces données ont été prises du Tableau 3,0 B

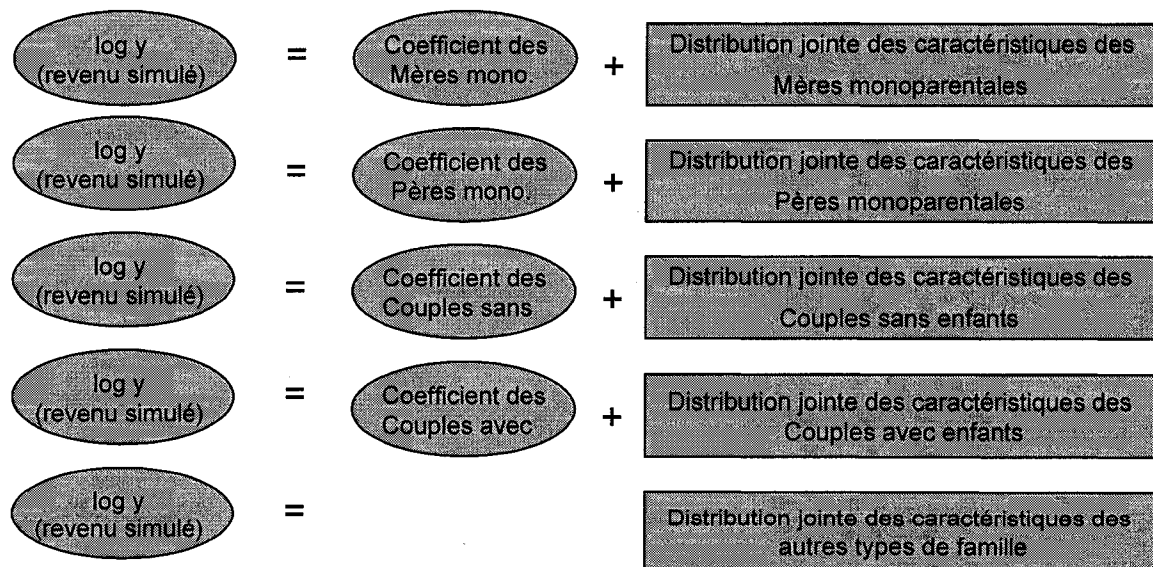
donner un aperçu du modèle et de ses capacités. Regardons de plus près quelles sont les possibilités simulatrices de ce modèle pour ce qui est des types de familles.

Propositions

1. Simuler des indices FGT pour les divers types de familles en leur imposant les distributions jointe des caractéristiques de l'ensemble de la société.
2. Simuler des indices FGT pour les divers types de familles en leur imposant la distribution jointe des caractéristiques des autres groupes démographiques.

Les deux propositions présentées ci-dessus seront développées. En bref, le tableau 3.2 contient les résultats qui découlent de la première proposition et les tableaux 3.3 à 3.6 contiennent les résultats qui découlent de la deuxième proposition.

Figure 3,1 Aperçu général du modèle



Le tableau 3,2 nous décrit les résultats des indices FGT simulés où les caractéristiques de la population totale ont été imposées à chaque groupe démographique. Ainsi, les FGT simulés décrivent une situation où tous les gens conservent leur distribution jointe des

caractéristiques. Cependant, le modèle leur impose un groupe démographique en particulier. Pour faire un parallèle avec la dernière figure (4,1), il suffit de prendre tous les individus (donc la distribution jointe des caractéristiques de toute la population) et leur imposer indépendamment le coefficient de chaque type de famille. En regardant les résultats de cette simulation, on constate que le groupe démographique ``couple sans enfants`` est désavantagé comparativement aux autres.²⁸ Ceci s'explique en partie par le fait que les autres groupes démographiques reçoivent en moyenne plus d'aide du gouvernement que le groupe ``couples sans enfants``. Conséquemment, comme plusieurs des variables de notre modèle sont des dichotomies de transferts gouvernementaux, le revenu simulé pour le groupe ``couples sans enfants`` est sous-estimé.

TABLEAU 3,2 : Résultats des régressions où la distribution jointe des caractéristiques de la population est imposée un type de famille spécifique.

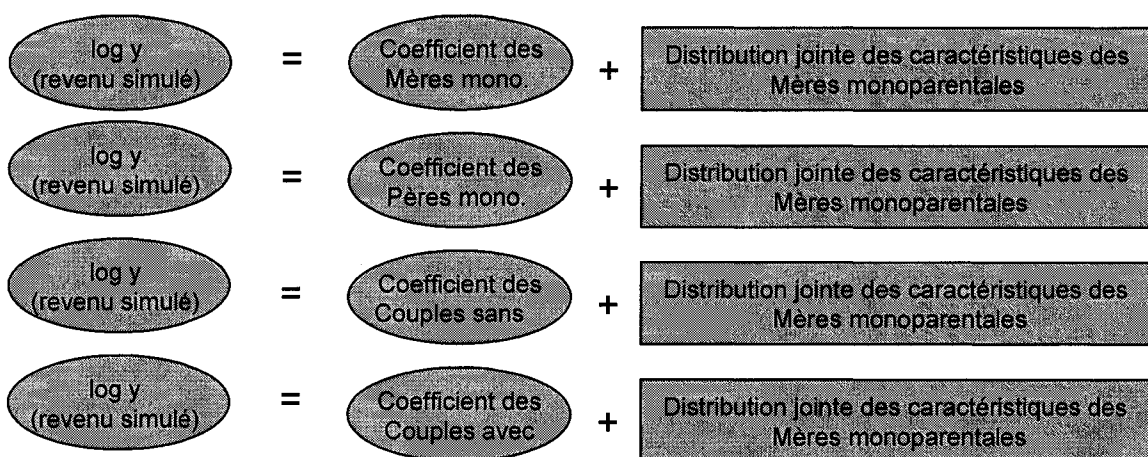
Mère mono.	Estimé	Erreur type	[95% Conf	Interval]	Diff entre l'estimé et les valeurs prédites
p0	0.0170713	0.0032023	0.0107927	0.0233498	0.0876309
p1	0.0038863	0.0009445	0.0020344	0.0057381	0.0264057
p2	0.001269	0.0003621	0.0005591	0.001979	0.0096762
Père mono.					
p0	0.0187001	0.0033345	0.0121623	0.0252378	0.0115069
p1	0.0044262	0.0010134	0.0024392	0.0064132	0.0037912
p2	0.0014814	0.000406	0.0006855	0.0022774	0.0008065
Couple sans enfants					
p0	0.0750528	0.0069766	0.0613744	0.0887313	-0.0675658
p1	0.011616	0.0015022	0.0086707	0.0145613	-0.0109017
p2	0.0036321	0.000699	0.0022616	0.0050027	-0.0035207
Couple avec enfants					
p0	0.0191635	0.0033653	0.0125653	0.0257617	-0.0036708
p1	0.0045217	0.0010254	0.0025113	0.0065321	-0.0017664
p2	0.0015202	0.0004136	0.0007092	0.0023311	-0.0007454

²⁸ Le modèle simule des taux de pauvreté trop élevés pour le groupe démographique ``couple sans enfants``.

Les prochaines estimations nous permettent de simuler, entre autres, quels seraient les revenus des divers types de famille s'ils avaient la distribution jointe des caractéristiques des autres types de famille. L'interprétation du tableau 3,3 est expliquée dans la figure 4,2.

Figure 3,2 : Cas où la distribution jointe des caractéristiques des mères

monoparentales est imposée sur chaque type de famille



Ces simulations découlent de la deuxième proposition faite précédemment. Les tableaux subséquents (3,4 à 3,6) sont interprétés pareillement, quoique la distribution jointe des caractéristiques relatives aux types de famille change. Un des résultats intéressants de ces simulations se retrouve au tableau 3,5.

TABLEAU 3,3 : Résultats des régressions où les distributions jointes des caractéristiques des couples sans enfants sont imposées sur chaque type de famille

Mère mono.	Estimé	Erreur type	[95% Conf	Interval]
p0	0	0	0	0
p1	0	0	0	0
p2	0	0	0	0
Père mono.				
p0	0	0	0	0
p1	0	0	0	0
p2	0	0	0	0
Couple sans enfants				
p0	0.007487	0.0048572	-0.002049	0.017023
p1	0.0007143	0.0006831	-0.0006267	0.0020553
p2	0.0001114	0.0001106	-0.0001058	0.0003286
Couple avec enfants				
p0	0	0	0	0
p1	0	0	0	0
p2	0	0	0	0

Le modèle nous décrit une situation où la distribution jointe des caractéristiques des couples sans enfants est imposée à chaque type de famille. Cette situation engendre des taux de pauvreté nuls pour tous les types des familles sauf évidemment pour celui des couples sans enfants. Or, la distribution jointe des caractéristiques des couples sans enfants enchaîne des caractéristiques particulières qui font en sorte qu'il génère un revenu plus élevé.

En regardant les statistiques descriptives de l'annexe A, on peut constater que la répartition des âges, du niveau d'éducation et même du nombre d'heures travaillées est relativement homogène à l'intérieur de la population. Par contre, il y a une différence significative pour ce qui est de la répartition des années d'expérience au travail. Les mères monoparentales ont, en moyenne, peu (50^{ième} percentile équivaut à 14.58844 années) d'années d'expérience comparativement aux autres groupes démographiques.²⁹

²⁹ Voir tableau 3,10 de l'annexe A.

Le groupe ``couple sans enfants`` est le groupe démographique où les individus ont, en moyenne, le plus grand nombre d'années d'expérience. Subséquemment, il serait intéressant de vérifier, lors d'une autre recherche, quel est l'impact de cette caractéristique démographique sur la probabilité de générer du revenu.

Ce type de modélisation par régression Tobit s'avère un outil intéressant pour l'étude de la pauvreté et de ses déterminants. Il est important de noter que lors de cette étude, le type de famille a été la variable d'intérêt. Par contre, une étude similaire pourrait être faite en utilisant n'importe laquelle des variables utilisées lors de la régression. Par exemple, au lieu de fragmenter la population par le type de famille, il serait possible de la diviser par rapport au niveau d'éducation des gens.

Conclusion

Pour conclure, les trois analyses effectuées lors de ce travail nous ont permis de mieux comprendre la structure et les caractéristiques de la pauvreté au Québec. La première analyse avait comme but établir des élasticités pour évaluer la sensibilité de la pauvreté à des changements dans la structure des revenus et des dépenses. Cette analyse nous a permis d'identifier quels programmes gouvernementaux, lorsque modifiés marginalement, impactent de façon importante les indices de pauvreté. Lors de la deuxième analyse, nous avons effectué des régressions de pauvreté afin d'identifier les déterminants sociodémographiques de la pauvreté. Les résultats présentés dans ce texte démontrent l'avantage d'une telle analyse de pauvreté. Ce modèle nous a permis d'étudier les caractéristiques démographiques de la pauvreté au Québec. De plus, ce type

de modélisation a l'avantage de pouvoir d'examiner plusieurs autres aspects de la pauvreté.

Annexe A

TABLEAU 1,1 : Élasticités P1 à 30 % et 50 % de la médiane (Population totale)

<i>Programmes fédéraux et provinciaux Population totale</i>	P1 30 %	P1 50 %
"Prest enfants - total - 2000"	-0.2431685	-0.3472043
"FR-PSV/SRG/A conj - 2000"	-0.0265746	-0.1565157
"RPC/RRQ (prestations) - 2000"	-0.1324174	-0.2050776
"Prestations d'assur-emploi - 2000"	-0.0675234	-1.046275
"Assistance sociale - 2000"	-0.7354303	-0.0934118
"Crédit TPS/TVH - 2000"	-0.1246344	-0.1034688
"Transferts gouvernementaux - 2000"	-1.519908	-2.077364
"Pensions de retraite - 2000"	-0.0117798	-0.0291082
"Crédits d'impôt prov - 2000"	-0.1373607	-0.0979693
"Impôt (féd et prov) - 2000"	.0093937	.0194333
"Impôt fédéral - 2000"	.0043071	.009049
"Impôt provincial - 2000"	.0050866	.0103843
"Prest enf, fédéral - 2000"	-0.1563276	-0.2259002
"Prest enf, provincial - 2000"	-0.0868409	-0.1213041
"Cotisations assurance-empl - 2000"	-0.016057	-0.0162973
"Cotisations au RPC/RRQ - 2000"	-0.0122356	-0.0192847
"Frais de garde d'enfants - 2000"	-0.004733	-0.0112568

TABLEAU 1,2 : Élasticités P2 à 30 % et 50 % de la médiane (Population totale)

<i>Programmes fédéraux et provinciaux Population totale</i>	P2 30 %	P2 50 %
"Prest enfants - total - 2000"	-0.1815951	-0.3373677
"FR-PSV/SRG/A conj - 2000"	-0.0152939	-0.0636931
"RPC/RRQ (prestations) - 2000"	-0.1172447	-0.1824081
"Prestations d'assur-emploi - 2000"	-0.0614183	-0.0728741
"Assistance sociale - 2000"	-0.3539673	-1.039945
"Crédit TPS/TVH - 2000"	-0.1470038	-0.1235276
"Transferts gouvernementaux - 2000"	-1.145688	-1.994218
"Pensions de retraite - 2000"	-0.0260059	-0.0202136
"Crédits d'impôt prov - 2000"	-0.1672199	-0.1265861
"Impôt (féd et prov) - 2000"	.0078006	.016241
"Impôt fédéral - 2000"	.0035308	.0075054
"Impôt provincial - 2000"	.0042698	.0087356
"Prest enf, fédéral - 2000"	-0.1205069	-0.2157265
"Prest enf, provincial - 2000"	-0.0610881	-0.1216411
"Cotisations assurance-empl - 2000"	-0.0222737	-0.0168214
"Cotisations au RPC/RRQ - 2000"	-0.0202258	-0.0166869
"Frais de garde d'enfants - 2000"	-0.0041231	-0.0066124

TABLEAU 1,4 : Élasticités P1 à 30 % et 50 % de la médiane (Mères monoparentales seulement)

<i>Programmes fédéraux et provinciaux</i> <i>Mère monoparentale</i>	P1 30 %	P1 50 %
"Prest enfants - total - 2000"	-0.1421989	-0.1924198
"FR-PSV/SRG/A conj - 2000"	0	0
"RPC/RRQ (prestations) - 2000"	-0.0022438	-0.0032852
"Assistance sociale - 2000"	-0.0515366	-0.1793513
"Prestations d'assur-emploi - 2000"	-0.0008064	-0.0122874
"Crédit TPS/TVH - 2000"	-0.0161271	-0.0196792
"Transferts gouvernementaux - 2000"	-0.221467	-0.4156951
"Pensions de retraite - 2000"	0	0
"Crédits d'impôt prov - 2000"	0.0085544	-0.0084547
"Impôt (féd et prov) - 2000"	0	0.0011724
"Impôt fédéral - 2000"	0	0.0007247
"Impôt provincial - 2000"	0	0.0004477
"Prest enf, fédéral - 2000"	-0.0825987	-0.1111424
"Prest enf, provincial - 2000"	-0.0596001	-0.0812774
"Cotisations assurance-empl - 2000"	-0.0009816	-0.0015621
"Cotisations au RPC/RRQ - 2000"	-0.0001753	-0.0010065
"Frais de garde d'enfants - 2000"	-0.0031202	-0.0063772

TABLEAU 1,5 : Élasticités P2 à 30 % et 50 % de la médiane (Mères monoparentales seulement)

<i>Programmes fédéraux et provinciaux</i> <i>Mère monoparentale</i>	P2 30 %	P2 50 %
"Prest enfants - total - 2000"	-0.0746379	-0.2026976
"FR-PSV/SRG/A conj - 2000"	0	0
"RPC/RRQ (prestations) - 2000"	-0.0030132	-0.0023767
"Assistance sociale - 2000"	-0.0185191	-0.1653626
"Prestations d'assur-emploi - 2000"	-0.0006589	-0.0083478
"Crédit TPS/TVH - 2000"	-0.0099267	-0.0207002
"Transferts gouvernementaux - 2000"	-0.1134132	-0.4089773
"Pensions de retraite - 2000"	0	0
"Crédits d'impôt prov - 2000"	-0.0066574	-0.009282
"Impôt (féd et prov) - 2000"	0	0.000351
"Impôt fédéral - 2000"	0	0.0002526
"Impôt provincial - 2000"	0	0.0000984
"Prest enf, fédéral - 2000"	-0.0435175	-0.1174391
"Prest enf, provincial - 2000"	-0.0311204	-0.0852585
"Cotisations assurance-empl - 2000"	-0.0007133	-0.00129
"Cotisations au RPC/RRQ - 2000"	-0.0000843	-0.0004769
"Frais de garde d'enfants - 2000"	-0.0018284	-0.0034966

TABLERAU 3,0 A: Sommaire des variables utilisées lors des régressions

Mère mono.	RPC/RRQ (prestations)
Père mono.	Prestations d'assur-emploi
Couple sans enfants	Assistance sociale
Couple avec enfants	Crédit TPS/TVH
Secondaire non complet	Transferts gouvernementaux
Secondaire complet à certificat poste secondaire non universitaire	Pensions de retraite
Baccalauréat	Cotisations à des RPA
Fréquente l'école	Prest enf, fédéral
Individu est occupé (école ou travail)	Cotisations syndicales/pro
Individu est occupé (école ou travail) et inactif lors de l'année	Prest enf, provincial
Nombre d'heures rémunérées	Pension alimentaire payée
Nombre d'années d'expérience	Cotisations assurance-empl
Occupe un emploi dans le secteur de l'agriculture	Cotisations au RPC/RRQ
Occupe un emploi dans la foresterie, la pêche, les mines	Rurale*
Occupe un emploi en commerce	Urbaine: 0 à 29,999*
Occupe un emploi en service professionnel	Urbaine: 30,000 à 99,999*
Occupe un emploi en hébergement	Urbaine: 100,000 à 499,999*
Occupe un emploi soit au public ou au privé	Urbaine: 500,000 et plus*

* Utilisé pour démontrer que la taille de la région n'est pas significative.

TABLEAU 3,0 B : Résumé des résultats des régressions

Variable	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Mère mono.	0.3059617	0.026126	11.71	0	0.2547382 0.3571852
Père mono.	0.2677733	0.0380567	7.04	0	0.1931579 0.3423886
Couple sans enfants	0.0427388	0.0161457	2.65	0.008	0.0110829 0.0743947
Couple avec enfants	0.2612644	0.0180917	14.44	0	0.2257932 0.2967355
Secondaire non complet	-0.3109065	0.0279137	-11.14	0	-0.3656351 -0.2561779
Secondaire complet à certificat postsecondaire non universitaire	-0.2364466	0.0252324	-9.37	0	-0.2859181 -0.1869751
Baccalauréat	-0.1262566	0.0285895	-4.42	0	-0.1823102 -0.070203
Fréquente l'école	-0.2934739	0.0331537	-8.85	0	-0.3584763 -0.2284715
Occupé pour toute l'année de référence	0.1046992	0.0190309	5.5	0	0.0673866 0.1420118
A été occupé et inactif lors de l'année de référence	0.0648676	0.0267184	2.43	0.015	0.0124825 0.1172527
Nombre d'heures rémunérées	0.000088	0.0000102	8.66	0	0.0000681 0.0001079
Années d'expérience	0.0062683	0.0005179	12.1	0	0.0052529 0.0072837
Travail relié à l'agriculture	-0.1226755	0.0387753	-3.16	0.002	-0.1986997 -0.0466513
Travail relié à l'industrie première	0.0728044	0.0314966	2.31	0.021	0.011051 0.1345578
Travail relié au commerce	-0.0885781	0.016914	-5.24	0	-0.1217404 -0.0554158
Travail relié au service	0.1054422	0.0266705	3.95	0	0.053151 0.1577334
Travail relié à l'hébergement	-0.1301541	0.0260529	-5	0	-0.1812344 -0.0790738
Travail dans le secteur public ou privé	0.0178266	0.014469	1.23	0.218	-0.0105419 0.0461951
RPC/RRQ (prestations)	0.1566416	0.0258779	6.05	0	0.1059045 0.2073786
Prestations d'assur-emploi	0.0609533	0.0131552	4.63	0	0.0351607 0.0867458
Assistance sociale	-0.0898799	0.024475	-3.67	0	-0.1378665 -0.0418933
Crédit TPS/TVH	-0.2932158	0.0149582	-19.6	0	-0.3225434 -0.2638881
Transferts gouvernementaux	-0.2156429	0.0188453	-11.44	0	-0.2525917 -0.1786941
Pensions de retraite	0.1142403	0.0295674	3.86	0	0.0562694 0.1722111
Cotisations à des RPA	0.0844042	0.0132152	6.39	0	0.058494 0.1103145
Prest enf, fédéral	-0.2322736	0.0243016	-9.56	0	-0.2799201 -0.184627
Cotisations syndicales/pro	0.0636042	0.0123715	5.14	0	0.0393482 0.0878601
Prest enf, provincial	-0.184582	0.0212271	-8.7	0	-0.2262006 -0.1429635
Pension alimentaire payée	0.1087787	0.0245625	4.43	0	0.0606206 0.1569367
Cotisations assurance-empl	0.1460231	0.0247961	5.89	0	0.097407 0.1946392
Cotisations au RPC/RRQ	0.2647265	0.0292833	9.04	0	0.2073127 0.3221403
Constante	9.767641	0.0452147	216.03	0	9.678992 9.856291
Terme d'erreur	0.3062261	0.003628			

TABLEAU 3,0 C : Résumé des résultats des régressions avec la taille des régions

Variable	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf.	Interval]
Rurale	-0.0312772	0.0188968	-1.66	0.098	-0.068327	0.0057725
Urbaine: 0 à 29,999	-0.0376671	0.018933	-1.99	0.047	-0.0747878	-0.0005464
Urbaine: 100,000 à 499,999	-0.0137471	0.0192018	-0.72	0.474	-0.0513948	0.0239007
Urbaine: 500,000 et plus	0.001748	0.0163455	0.11	0.915	-0.0302996	0.0337956
Mère mono.	0.3023499	0.0261309	11.57	0	0.2511167	0.353583
Père mono.	0.2662754	0.0380497	7	0	0.1916737	0.340877
Couple sans enfants	0.0461095	0.0161653	2.85	0.004	0.0144151	0.0778038
Couple avec enfants	0.2626256	0.0180833	14.52	0	0.2271708	0.2980804
Secondaire non complet	-0.3033923	0.0281201	-10.79	0	-0.3585257	-0.248259
Secondaire complet à certificat postsecondaire non universitaire	-0.2315908	0.0253259	-9.14	0	-0.2812456	-0.181936
Baccalauréat	-0.1227154	0.0286044	-4.29	0	-0.1787982	-0.0666327
Fréquente l'école	-0.2968745	0.0331629	-8.95	0	-0.3618948	-0.2318542
Occupé pour toute l'année de référence	0.1031156	0.0190388	5.42	0	0.0657875	0.1404436
A été occupé et inactif lors de l'année de référence	0.0645827	0.0267048	2.42	0.016	0.0122244	0.1169411
Nombre d'heures rémunérées	0.000089	0.0000102	8.77	0	0.0000691	0.000109
Années d'expérience	0.0063271	0.0005178	12.22	0	0.0053118	0.0073423
Travail relié à l'agriculture	-0.1104864	0.0391882	-2.82	0.005	-0.1873202	-0.0336526
Travail relié à l'industrie première	0.0813308	0.0316643	2.57	0.01	0.0192487	0.1434129
Travail relié au commerce	-0.0900539	0.0169109	-5.33	0	-0.1232101	-0.0568977
Travail relié au service	0.102764	0.0266692	3.85	0	0.0504754	0.1550526
Travail relié à l'hébergement	-0.1306158	0.0260339	-5.02	0	-0.1816589	-0.0795727
Travail dans le secteur public ou privé	0.0180251	0.0144595	1.25	0.213	-0.0103247	0.0463749
RPC/RRQ (prestations)	0.1558977	0.025849	6.03	0	0.1052172	0.2065782
Prestations d'assur-emploi	0.0639597	0.013182	4.85	0	0.0381147	0.0898048
Assistance sociale	-0.090444	0.0244765	-3.7	0	-0.1384335	-0.0424546
Crédit TPS/TVH	-0.2905532	0.0149693	-19.41	0	-0.3199024	-0.2612039
Transferts gouvernementaux	-0.2147966	0.0188256	-11.41	0	-0.2517068	-0.1778864
Pensions de retraite	0.1139751	0.0295439	3.86	0	0.0560502	0.1719
Cotisations à des RPA	0.0832087	0.0132238	6.29	0	0.0572816	0.1091357
Prest enf, fédéral	-0.2299618	0.0243034	-9.46	0	-0.2776118	-0.1823117
Cotisations syndicales/pro	0.0639798	0.012382	5.17	0	0.0397031	0.0882565

Prest enf, provincial	-0.1840526	0.0212283	-8.67	0	-0.2256735	-0.1424316
Pension alimentaire payée	0.1096921	0.024538	4.47	0	0.0615821	0.1578022
Cotisations assurance-empl	0.1449601	0.0247862	5.85	0	0.0963634	0.1935568
Cotisations au RPC/RRQ	0.2645355	0.0292582	9.04	0	0.2071708	0.3219001
Constante	9.770495	0.0475941	205.29	0	9.67718	9.86381
	-----	-----	-----	-----	-----	-----

Terme d'erreur

0.3058414 0.0036234

Urbaine: 30,000 à 99,999 Dropped due to
collenarity

TABLEAU 3,1 : Comparaison entre les indices FGT réels et ceux estimés à partir du modèle

<i>Type de famille</i>	<i>p0 Coef.</i>	<i>Intervalle de</i>	<i>confiance 95%</i>	<i>p0 Estimé</i>	<i>Diff. Entre estimé et le min de l'I.C.</i>
Mère mono.	0.1479035	0.0887882	0.2070187	0.1047022	0.015914
Père mono.	0.0615653	-0.002267	0.1253975	0.030207	0.032474
Couple sans enfants	0.0211736	0.0090257	0.0333215	0.007487	-0.0015387
Couple avec enfants	0.0343705	0.0199054	0.0488357	0.0154927	-0.0044127
<i>Type de famille</i>	<i>p1 Coef.</i>	<i>Intervalle de</i>	<i>confiance 95%</i>	<i>p1 Estimé</i>	
Mère mono.	0.0428822	0.0204989	0.0652655	0.030292	0.0097931
Père mono.	0.0148127	-0.0034118	0.0330372	0.0082174	0.0116292
Couple sans enfants	0.0074659	0.0027562	0.0121757	0.0007143	-0.0020419
Couple avec enfants	0.0053485	0.0024647	0.0082322	0.0027553	0.0002906
<i>Type de famille</i>	<i>p2 Coef.</i>	<i>Intervalle de</i>	<i>confiance 95%</i>	<i>p2 Estimé</i>	
Mère mono.	0.016578	0.0056678	0.0274882	0.0109452	0.0052774
Père mono.	0.0049994	-0.0013911	0.0113899	0.0022879	0.003679
Couple sans enfants	0.0030313	0.0009378	0.0051247	0.0001114	-0.0008264
Couple avec enfants	0.0018939	0.00051	0.0032779	0.0007748	0.0002648

TABLEAU 3,4 : Résultats des régressions où les distributions jointes des caractéristiques des mères monoparentales sont imposées sur chaque type de famille

Mère mono.	Estimé	Erreur type	[95% Conf	Interval]
p0	0.1047022	0.0277083	0.0501275	0.1592769
p1	0.030292	0.009826	0.0109385	0.0496454
p2	0.0109452	0.0039979	0.0030708	0.0188196
Père mono.				
p0	0.1047022	0.0277083	0.0501275	0.1592769
p1	0.03308	0.010396	0.012604	0.0535561
p2	0.0124723	0.0044407	0.0037258	0.0212188
Couple sans enfants				
p0	0.2846334	0.0393652	0.2070992	0.3621677
p1	0.0645314	0.0137175	0.0375133	0.0915495
p2	0.0250889	0.0071474	0.0110112	0.0391666
Couple avec enfants				
p0	0.1047022	0.0277083	0.0501275	0.1592769
p1	0.0335447	0.0104929	0.0128778	0.0542116
p2	0.0127418	0.004517	0.0038451	0.0216386

TABLEAU 3,5 : Résultats des régressions où les distributions jointes des caractéristiques des pères monoparentaux sont imposées sur chaque type de famille

Mère mono.	Estimé	Erreur type	[95% Conf	Interval]
p0	0.030207	0.0253154	-0.0201534	0.080568
p1	0.007361	0.0058195	-0.0042156	0.018938
p2	0.001851	0.0013776	-0.00089	0.004591
Père mono.				
p0	0.030207	0.0253154	-0.0201534	0.080568
p1	0.008217	0.0065459	-0.0048044	0.021239
p2	0.002288	0.0017277	-0.0011491	0.005725
Couple sans enfants				
p0	0.168958	0.0490266	0.0714281	0.266487
p1	0.020002	0.0105188	-0.0009231	0.040927
p2	0.005835	0.0042204	-0.0025603	0.014231
Couple avec enfants				
p0	0.030207	0.0253154	-0.0201534	0.080568
p1	0.00836	0.006667	-0.0049028	0.021623
p2	0.002366	0.0017903	-0.0011959	0.005927

TABLEAU 3,6 : Résultats des régressions où les distributions jointes des caractéristiques des couples avec enfants sont imposées sur chaque type de famille

Mère mono.	Estimé	Erreur type	[95% Conf	Interval]
p0	0.01256	0.003699	0.0053038	0.019817
p1	0.002223	0.0008122	0.0006295	0.003816
p2	0.000615	0.0002582	0.000108	0.001121
Père mono.				
p0	0.014698	0.0040224	0.0068069	0.022588
p1	0.002672	0.0009001	0.0009064	0.004438
p2	0.000749	0.0003	0.0001608	0.001338
Couple sans enfants				
p0	0.072045	0.0100782	0.0522746	0.091816
p1	0.008927	0.0015663	0.0058544	0.012
p2	0.00234	0.0006146	0.0011341	0.003545
Couple avec enfants				
p0	0.015493	0.0040984	0.0074528	0.023533
p1	0.002755	0.0009158	0.0009589	0.004552
p2	0.000775	0.0003074	0.0001717	0.001378

Statistiques descriptives

TABLEAU 3,7 : Niveau d'éducation par type de famille

Niveau d'éducation par type de famille	Moyenne mère mono.	Moyenne père mono.	Moyenne couple sans enfants	Moyenne couple avec enfants
Secondaire non complet	0.2111607	0.1922074	0.2470709	0.1805664
Secondaire complet à certificat postsecondaire non universitaire	0.7081498	0.6957949	0.6271264	0.6110642
Baccalauréat	0.0795073	0.0470733	0.0665638	0.1327394
Niveau d'étude plus élevé que le baccalauréat	0.0011822	0.0649244	0.0592389	0.07563

TABLEAU 3,8 : La distribution du nombre d'heures rémunérées à l'intérieur des divers types de famille

	Mère mono.	Père mono.	Couple sans enfants	Couple avec enfants
1 %	106	329	52	221
5 %	329	1173	625	929
10 %	648	1564	953	1417
25 %	1290	1955	1710	1825
50 %	1825	2086	2000	2086
75 %	2031	2190	2086	2086
90 %	2086	2816	2346	2607
95 %	2092	3129	2650	3129
99 %	3129	3389	3650	3754
Moyenne	1611.635	2079.352	1857.085	2022.502
Err. Type	634.2286	561.0867	634.06	604.9007

TABLEAU 3,9 : La distribution d'âge à l'intérieure des divers types de famille

	Mère mono.	Père mono.	Coupe sans	Couple avec
Moyenne	38.77806	43.17776	46.23492	41.07456
Err. Type	9.351901	8.44898	12.53926	8.042166

Tableau 3,10 : La distribution des années d'expérience à l'intérieur des divers types de famille

	Mère mono.	Père mono.	Couple sans enfants	Couple avec enfants
1 %	0	3	1	0
5 %	1	5	2	4
10 %	1	9	4	7
25 %	7	15	13	13
50 %	13	23	25	19
75 %	24	28	35	26
90 %	29	32	41	30
95 %	30	40	45	33
99 %	36	43	50	39
Moyenne	14.58844	21.5557	23.87583	19.04784
Std. Dev.	10.10515	9.344385	13.75139	8.994098

Annexe B

Enquête utilisée lors de cette recherche

Toutes les bases de données ont été prises à la rubrique :

<http://sherlock.crepuq.qc.ca/cgi-bin/sherlock.pl?langue=F&action=LAE>

Le distributeur de ces données est : **Statistique Canada**

1. Enquête sur les finances des consommateurs. Familles de recensement, 1974 (Revenu de 1973)

Numéro de l'enquête: 13M004

Autre(s) titre(s): Survey of Consumer Finances 1974 (1973 Income). Census Families; EFC/FR; SCF/CF;

2. Enquête sur les finances des consommateurs. Familles de recensement, 1976 (Revenu de 1975)

Numéro de l'enquête: 13M004

Autre(s) titre(s): Survey of Consumer Finances 1976 (1975 Income). Census Families; EFC/FR; SCF/CF;

3. Enquête sur les finances des consommateurs. Familles de recensement, 1978 (Revenu de 1977)

Numéro de l'enquête: 13M004

Autre(s) titre(s): Survey of Consumer Finances 1978 (1977 Income). Census Families; EFC/FR; SCF/CF;

4. Enquête sur les finances des consommateurs. Familles de recensement, 1980 (Revenu de 1979)

Numéro de l'enquête: 13M004

Autre(s) titre(s): Survey of Consumer Finances 1980 (1979 Income). Census Families; EFC/FR; SCF/CF;

5. Enquête sur les finances des consommateurs. Familles de recensement, 1983 – 1994 (Revenu de 1982 - 1993) "enquête successive"

Numéro de l'enquête: 13M004

Autre(s) titre(s): Survey of Consumer Finances 1983 - 1994 (1982 - 1993 Income). Census Families; EFC/FR; SCF/CF;

6. Enquête sur les finances des consommateurs. Familles de recensement, 1995 - 1998 (Revenu de 1994 - 1997) "enquête successive"

Numéro de l'enquête: 13M0001

Autre(s) titre(s): Survey of Consumer Finances 1995 - 1998 (1994 - 1997 Income).
Census Families; EFC/FR; SCF/CF;

7. Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1996 - 2000

Numéro de l'enquête: 75M0010

Autre(s) titre(s): Survey of Labour and Income Dynamics, 1996 - 2000; SLID 1996 - 2000; EDTR 1996 - 2000;

Bibliographie

Atkinson, Anthony B. , ``On the Measurement of Poverty``, *Econometrica*, Vol. 55, 1987, 749-764.

Bowley A. , M. Hogg `` Has Poverty Diminished `` 1925, p.14.

Buhmann, B. , L. Rainwater, G. Schmaus and T.M. Smeeding, ``Equivalence Scales, Well-Being, Inequality, and Poverty : Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database``, *Review of Income and Wealth*, 34, 1987, 115-142.

Direction générale des politiques et des programmes, Direction de la recherche, de l'évaluation et de la statistique, ``Échelles d'équivalence`` Gouvernement du Québec, ministère de la sécurité du revenu, Québec, octobre 1996.

Duclos, J.-Y. and P. Makdissi, ``Sequential Stochastic Dominance and the Robustness of Poverty Orderings`` 2005, Forthcoming : *Review of Income and Wealth*..

Duclos, J.-Y. ``Non parametric estimation in DAD``, 2002, 219-223.

Foster, J.E., J. Greer and E. Thorbecke, ``A Class of Decomposable Poverty Measures``, *Econometrica*, 52, 1984, 761-776.

Jeanrenaud, C., ``Mesure de la Pauvreté`` Université de Neuchatel, 2004, www.unine.ch/irer/pauvrete.pdf.

Kakwani, N. C.: ``Measurement of Poverty and the Negative Income Tax,`` *Australian Economic Papers*, 16(1977), 237-248.

Lam David, Leibbrandt Murray, ``Plotting Densities in Stata``, Econ 466 – Economics of Population, April 9, 2003.

Ravallion, M., ``Comparaison de la Pauvreté : Concepts et méthodes``, LSMS document de travail, No.122, 1996, Banque Mondiale, Washington, D.C.

Sen, A..(1976), ``Poverty: An Ordinal Approach to Measurement``, *Econometrica*, Vol. 44, 219-231.